La semaine de travail : qu'en reste-t-il?

Diane Galarneau, Jean-Pierre Maynard et Jin Lee

Lorsque l'emploi augmente, on s'attend normalement à ce que cela se reflète aussi dans les heures travaillées. De 1976 à 2000, les variations de l'emploi se sont en effet reflétées assez fidèlement dans celles des heures. À partir de 2000 cependant, ce lien s'est fortement atténué (graphique A). De 2000 à 2004, l'emploi s'est accru de 8,1 % comparativement à seulement 4,3 % pour l'ensemble des heures travaillées. Un tel écart est sans précédent. La forte croissance de l'emploi était surprenante alors que celle plus modeste des heures semblait aller de pair avec le ralentissement de la croissance économique du pays et la stagnation de l'emploi chez nos voisins du Sud. Ce contraste a amené certains économistes à douter de la performance exceptionnelle du Canada au chapitre de l'emploi au cours des dernières années (BRC, 2004).

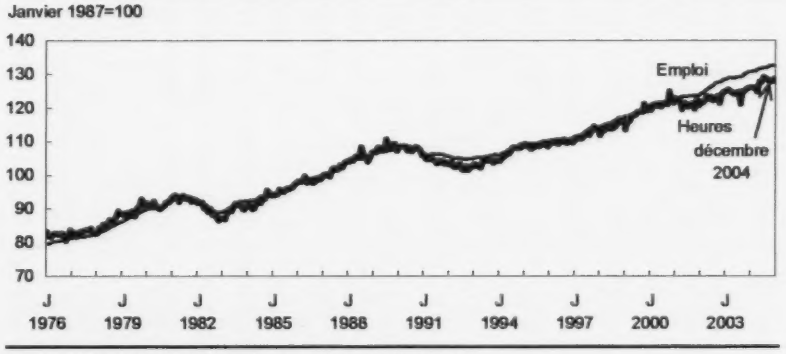
Si l'emploi augmente plus rapidement que les heures, c'est que les heures moyennes par travailleur diminuent. Selon l'Enquête sur la population active (EPA), les heures hebdomadaires moyennes effectivement travaillées ont en effet fléchi pendant trois années consécutives, soit en 2001, 2002 et 2003, avant de s'accroître légèrement en 2004. La baisse de 2000 à 2003 a touché l'ensemble des provinces et des groupes de population. Selon l'EPA, cette baisse s'élèverait en moyenne à 1,4 heure par semaine par salarié (tableau 1). Annuellement, cela représente une réduction d'environ deux semaines de travail.

De nombreux facteurs peuvent influer sur les heures travaillées. Certains sont de nature structurelle ou conjoncturelle comme le vieillissement de la population, les changements dans la structure industrielle, le cycle économique, les catastrophes naturelles, les modifications législatives ou les préférences personnelles. D'autres découlent du cadre conceptuel de l'enquête, lequel doit être réexaminé périodiquement afin de déterminer s'il mesure adéquatement ce qu'il est censé mesurer. Le but du présent article est donc de quantifier la contribution de ces divers facteurs au déclin des heures travaillées.

Décomposition des heures effectives

L'EPA permet de recueillir de l'information à la fois sur les heures habituelles et sur les heures effectives de travail. La baisse des heures moyennes concerne principalement les heures effectivement travaillées.

Graphique A Le lien entre l'emploi et les heures travaillées s'atténue.



Source : Enquête sur la population active, 1976 à 2004

Diane Galarneau est au service de la Division de l'analyse des enquêtes auprès des ménages et sur le travail, et on peut la joindre au (613) 951-4626. Jean-Pierre Maynard et Jin Lee sont au service de la Division des études et de l'analyse microéconomiques, et on peut les joindre au (613) 951-3654 ou (613) 951-1174, respectivement. On peut aussi joindre ces auteurs à perspective@statcan.ca.

Tableau 1 Composantes des heures effectives de travail par semaine des employés[1]

						2000 à 2003	
	2000	2001	2002	2003	2004	Changement	Contribution au changement
							%
Avant ajustement							
Heures habituelles	35,7	35,7	35,5	35,5	35,5	-0,3	20,6
Heures supplémentaires	1,7	1,7	1,8	1,7	1,7	0,0	-2,9
Heures de congés	3,6	4,3	4,4	4,8	4,6	1,1	82,3
Heures effectives moyennes calculées[2]	33,8	33,1	33,0	32,4	32,6	-1,4	100,0
Après ajustement							
Heures habituelles	35,7	35,7	35,5	35,5	35,5	-0,3	38,5
Heures supplémentaires	1,7	1,7	1,8	1,7	1,7	0,0	-5,4
Heures de congés ajustées	3,4	3,8	3,8	3,9	3,8	0,5	66,9
Heures effectives ajustées	34,0	33,6	33,5	33,2	33,3	-0,7	100,0
Heures effectives moyennes de l'EPA[2]	33,7	33,0	32,9	32,3	32,5	-1,4	...

Source : Enquête sur la population active, 2000 à 2004

1 Seuls les congés de plus d'une semaine sont déclarés par les travailleurs autonomes. Les congés déclarés dans ce tableau représentent les congés d'une partie de la semaine et ceux d'une semaine et plus.

2 La moyenne des heures effectives calculées par l'identité est légèrement différente de la moyenne tirée de l'EPA. Un écart d'un dixième de point de pourcentage sépare les deux valeurs, mais il n'est pas significatif au niveau de 5 %. Un tel écart peut être attribuable à des erreurs lors des processus d'enquête.

Les heures effectivement consacrées au travail varient davantage en courte période (graphique B). Par définition, les heures effectives correspondent à la somme des heures habituelles et supplémentaires (rémunérées ou non), desquelles on retranche les heures d'absence pour toute raison (par exemple, maladie, vacances, obligations personnelles ou familiales). Pour une définition des heures, voir *Définitions et semaine de référence*. Cela revient à l'identité suivante :

$$\overline{H_e} = \overline{H_h} + \overline{H_s} - \overline{H_c}$$

où

$\overline{H_e}$: moyenne des heures effectives

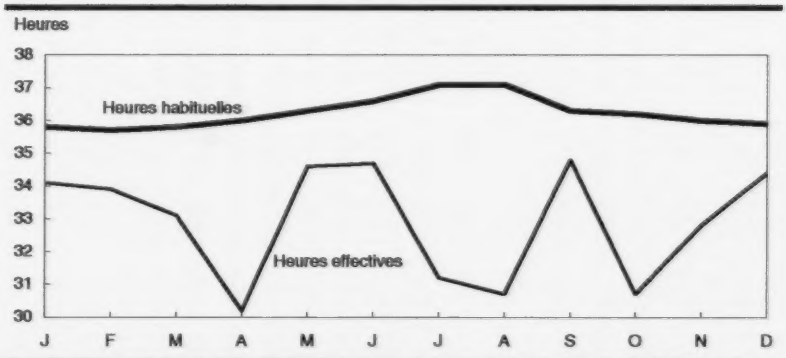
$\overline{H_h}$: moyenne des heures habituelles

$\overline{H_s}$: moyenne des heures supplémentaires

$\overline{H_c}$: moyenne des heures de congés

En revanche, les heures habituelles de travail sont généralement plus stables puisqu'elles reflètent les horaires de travail réguliers . Leurs variations traduisent des changements plus ou moins permanents des horaires hebdomadaires de travail.

Graphique B Les heures habituelles de travail sont plus stables que les heures effectives.



Source : Enquête sur la population active, 2003

Définitions et semaine de référence

Heures habituelles et effectives
Les heures habituelles d'un employé correspondent à ses heures régulières ou définies par contrat, exclusion faite des heures supplémentaires[1]. Le nombre d'heures effectivement travaillées correspond aux heures que le répondant a consacrées au travail durant une semaine de référence (incluant les heures supplémentaires rémunérées ou non). Par définition, le concept des heures effectivement travaillées exclut les heures perdues en raison de vacances, jours fériés, maladie ou pour toute autre raison[2].

Semaine de référence de l'EPA
Deux types d'absence sont susceptibles de biaiser l'estimation des heures effectivement travaillées : les jours fériés et les vacances propres à certaines industries (comme celles de la construction au Québec) ou celles qui sont liées à certaines périodes de l'année (comme le congé scolaire du mois de mars). Au Canada, il existe 13 jours fériés reconnus par les administrations provinciales ou fédérale (tableau ci-dessous). Les employeurs sont tenus d'accorder ces congés à leurs employés ou bien de les rémunérer moyennant une prime.

Plusieurs de ces congés ont lieu systématiquement en dehors des semaines de référence de l'enquête : le jour de l'An, la fête de la Reine (ou la Journée nationale des patriotes, qui a remplacé, depuis novembre 2002, la fête de Dollard au Québec), la fête du Canada, la fête du Travail et le jour de Noël. Ces congés touchent une portion considérable de travailleurs, et puisqu'ils sont fériés dans la plupart des provinces, ou du moins dans les plus populeuses, leur effet est donc important. Mais étant donné qu'ils ne sont pas saisis par l'enquête, ils ne se reflètent pas non plus dans les heures d'absence. Les heures effectives de la semaine de référence pour les mois au cours desquels ont lieu ces congés ne comportent pas de biais liés à la semaine de référence. Mais ces semaines de référence ne sont pas représentatives de leur mois. En fait, les heures effectives pour ces mois seront surestimées.

L'Action de grâces et le jour du Souvenir sont habituellement saisis par l'EPA (tableau page suivante). Lorsqu'ils le sont, les heures de la semaine de référence sont moindres. Mais comme la semaine de référence représente le mois, la moyenne du mois sera sous-estimée.

Le congé de Pâques est capté par l'EPA de façon sporadique. Lorsqu'il est saisi, il n'a pas toujours le même effet. Ce congé a une plus grande incidence lorsque la semaine de référence comprend le Vendredi saint, qui est férié pour la plupart des provinces. Au Québec, l'employeur peut décider d'accorder le Vendredi saint ou le lundi de Pâques en congé. Le lundi de Pâques est un congé pour une forte proportion des employés du secteur public. Ainsi, en 2003, 48 % des employés ont déclaré des heures perdues puisque le Vendredi saint survenait durant la semaine de référence, contre 27 % en 2004, lorsque celle-ci incluait le lundi de Pâques.

Certains jours fériés à date fixe comme le jour de Noël et le jour de l'An coïncident certaines années avec une fin de semaine. Ces congés doivent donc être reportés au lundi suivant. Cependant, le jour du Souvenir fait exception. Une forte proportion des travailleurs n'ont pas la possibilité de reprendre ce congé le lundi suivant quand il survient durant la fin de semaine. En outre, lorsque ce congé à date fixe tombe le samedi de la semaine de référence, les heures perdues des employés qui ont droit de reporter ce congé au lundi suivant ne seront pas saisies par l'enquête. Ce congé a donc des répercussions plus limitées certaines années (David, 1989), comme ce fut le cas en 1989, 1990, 1995, 2000 et 2001.

D'autres congés touchent seulement certaines localités ou provinces, ou encore certains groupes religieux. Qu'ils soient captés ou non aura donc un effet plus limité sur les heures travaillées à l'échelle nationale.

Lorsque les moyennes annuelles des heures effectivement travaillées sont comparées entre les années, les heures peuvent sembler augmenter ou diminuer, reflétant souvent la présence ou l'absence des jours fériés durant les 12 semaines de référence.

Congés fériés reconnus par les juridictions provinciales et fédérale

		Juridictions										
		Fédérale	T.-N.-L.	Î.-P.-É.	N.-É.	N.-B.	Qc	Ont.	Man.	Sask.	Alb.	C.-B.
1er janvier	Nouvel An	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Février	Family Day										✓	
Mars ou avril	Vendredi saint	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
	lundi de Pâques	✓					✓					
Mai	fête de la Reine (patriotes)	✓					✓	✓	✓	✓	✓	✓
24 juin	St-Jean-Baptiste						✓					
1er juillet	fête du Canada	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Août	jour férié provincial		✓			✓		✓		✓		✓
Septembre	fête du Travail	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Octobre	Action de grâces	✓					✓	✓	✓	✓	✓	✓
Novembre	jour du Souvenir	✓		✓	✓				✓	✓	✓	✓
25 décembre	Noël	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
26 décembre	lendemain de Noël	✓						✓				

Définitions et semaine de référence (fin)

Autres effets importants

En 2000, aux fins de l'EPA, on a mis en œuvre un nouveau système d'interview assistée par ordinateur qui permet à un intervieweur de saisir électroniquement les informations fournies par les répondants. Ce système diminue les erreurs de transcription en plus de faciliter la tâche des intervieweurs. Il rappelle même aux répondants tout jour férié durant la semaine de référence. Ce système semble efficace puisque depuis sa mise en place, les jours fériés ont été déclarés plus systématiquement[3]. Depuis 2001, la proportion de travailleurs déclarant des heures perdues en raison de l'Action de grâces est systématiquement plus élevée que durant la fin des années 1990. Par exemple, de 1997 à 2000 entre 38 % et 40 % des salariés déclaraient des heures perdues en raison de ce congé, contre de 47 % à 49 % maintenant. Une forte part de cet accroissement est probablement liée à la mise en œuvre du nouveau système, mais on ne peut écarter complètement l'hypothèse qu'une partie de cette hausse soit attribuable à des facteurs liés au cycle économique. En période de plus forte croissance (comme c'était le cas en 1999), certains travailleurs ne prennent peut-être pas leur journée de congé férié en raison d'un fardeau de travail plus lourd. En période de croissance moins forte (comme en 2003), plus d'employés peuvent se prévaloir de leur journée de congé.

Principaux congés[1] saisis par l'EPA

	Pâques	Vacances des employés de la construction au Québec	Action de grâces	Jour du Souvenir
1987	vendredi	✓	✓	✓
1988			✓	✓
1989				samedi
1990	lundi	✓		dimanche
1991		✓	✓	✓
1992	vendredi	✓	✓	✓
1993	lundi		✓	✓
1994			✓	✓
1995	vendredi		✓	samedi
1996		✓	✓	✓
1997		✓	✓	✓
1998	lundi	✓	✓	✓
1999			✓	✓
2000			✓[2]	samedi
2001	lundi	✓	✓	dimanche
2002		✓	✓	✓
2003	vendredi	✓	✓	✓
2004	lundi		✓	✓

1 Il existe également le « Family Day » en Alberta et la semaine de relâche scolaire du printemps, qui est captée systématiquement dans certaines provinces mais jamais dans d'autres.

2 En 2000, le système d'interview assistée par ordinateur était nouveau, de sorte que les messages rappelant aux répondants les congés de l'Action de grâces et du jour du Souvenir n'ont pas fonctionné. Les heures perdues en raison de ces congés ont donc été fortement sous-estimées par l'EPA au cours de cette année.

Certains congés de vacances à date fixe ont également des effets importants. Par exemple, les vacances des employés de la construction au Québec ont lieu chaque année durant les deux dernières semaines complètes de juillet. Ces vacances sont captées de façon sporadique par l'EPA. Elles l'étaient notamment en 2003, mais pas en 2000. Cela constituait d'ailleurs un autre élément expliquant les heures plus faibles en 2003. La relâche scolaire du printemps est aussi saisie systématiquement dans certaines provinces, sporadiquement dans certaines, mais jamais dans d'autres.

Cette identité est vérifiable pour les employés seulement, puisque l'ensemble des heures de congés ne sont déclarées que par cette catégorie de travailleurs[4]. Un examen des valeurs moyennes[5] de ces composantes (pour les employés seulement) révèle que la chute des heures effectives par salarié s'est faite de façon graduelle. La valeur en 2000 correspond donc à un sommet alors que l'année 2003 représente un creux. En 2004, les heures reprennent un peu de vigueur. La baisse de 1,4 heure en moyenne par semaine observée entre 2000 et 2003 provient en majeure partie d'une hausse des heures de congés (tableau 1, avant ajustement). En fait, plus de 82 % de la réduction des heures moyennes leur était attribuable.

Le reste de la baisse provient du déclin des heures habituelles, dont la moyenne est passée de 35,7 heures par semaine à 35,5 heures. Ce recul s'est produit entre 2001 et 2002, la moyenne étant demeurée stable pour le reste de la période d'observation. Par ailleurs, les heures supplémentaires, qui oscillaient entre 1,7 et 1,8 heure par semaine en moyenne durant ces années, ont freiné légèrement la chute des heures effectivement travaillées.

Une hausse suspecte des jours fériés

Une ventilation des heures de congés selon le genre de congé permet d'identifier et de quantifier la source de la croissance des heures d'absence. Les congés ont été

regroupés selon six thèmes : maladie, vacances, jours fériés, obligations personnelles ou familiales, congés de maternité et autres congés[6].

Entre 2000 et 2003, on observe une augmentation de tous les congés. La hausse est particulièrement importante dans le cas des jours fériés (tableau 2, données non ajustées). Le nombre moyen d'heures hebdomadaires chômées pour cette raison a en effet quadruplé étant passé de 0,2 heure en 2000 à 0,8 heure en 2003. Annuellement, cela représentait 1,4 jour en 2000 comparativement à 5,5 jours en 2003[7]. Une partie de cette hausse s'est produite entre 2000 et 2001, puis entre 2002 et 2003. Entre 2000 et 2003, l'augmentation des jours fériés expliquait près de 57 % de la hausse totale des heures de congés. Cette progression est cependant douteuse puisque le nombre de jours fériés réglementés au Canada était identique pour chacune de ces années.

Une baisse des heures bien réelle, mais surestimée

Les heures effectives ou habituelles de travail sont prises en compte par l'EPA tous les mois, durant une semaine de référence qui comprend habituellement le

Tableau 2 Explication de la hausse des congés selon le type et le régime de travail

						2000 à 2003		
							Contribution au changement	
	2000	2001	2002	2003	2004	Changement	Avant ajustement	Après ajustement[1]
	Heures hebdomadaires						%	
Les deux sexes								
Congés totaux	3,6	4,3	4,4	4,8	4,6	1,1	100,0	...
Congés totaux ajustés	3,4	3,8	3,8	3,9	3,8	0,5	...	100,0
Maladie	0,9	1,0	1,0	1,0	1,0	0,1	8,9	20,4
Obligations personnelles ou familiales	0,2	0,2	0,3	0,2	0,3	0,1	4,7	10,8
Maternité	0,3	0,3	0,4	0,4	0,5	0,1	12,8	29,5
Vacances	1,7	2,0	1,9	1,9	1,8	0,1	9,0	20,7
Autres	0,3	0,3	0,3	0,4	0,3	0,1	8,1	18,6
Jours fériés	0,2	0,5	0,5	0,8	0,7	0,6	56,6	...
Salariés à temps plein								
Congés totaux	4,1	4,8	4,9	5,4	5,1	1,3	100,0	...
Congés totaux ajustés	3,8	4,2	4,3	4,4	4,3	0,6	...	100,0
Maladie	1,1	1,1	1,1	1,2	1,1	0,1	8,4	19,2
Obligations personnelles ou familiales	0,2	0,2	0,3	0,3	0,3	0,1	4,6	10,5
Maternité	0,3	0,3	0,4	0,5	0,5	0,2	13,0	29,9
Vacances	2,0	2,2	2,1	2,1	2,0	0,1	10,2	23,4
Autres	0,3	0,3	0,3	0,4	0,4	0,1	7,4	17,0
Jours fériés	0,2	0,6	0,6	1,0	0,8	0,7	56,4	...
Salariés à temps partiel								
Congés totaux	1,6	1,9	1,9	2,0	2,1	0,4	100,0	...
Congés totaux ajustés	1,6	1,7	1,8	1,8	1,8	0,2	...	100,0
Maladie	0,4	0,4	0,5	0,5	0,5	0,1	21,1	39,3
Obligations personnelles ou familiales	0,2	0,1	0,2	0,2	0,2	0,0	6,0	11,2
Maternité	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2	0,0	8,0	14,9
Vacances	0,7	0,8	0,7	0,7	0,7	0,0	1,2	2,2
Autres	0,2	0,2	0,3	0,3	0,3	0,1	17,4	32,3
Jours fériés	0,0	0,1	0,1	0,2	0,2	0,2	46,2	...

Source : Enquête sur la population active, 2000 à 2004
1 L'ajustement consiste essentiellement à exclure les congés fériés.

15e jour du mois[8]. Toutes les semaines de référence ne sont pas comparables. Entre autres, certaines semaines comportent des jours fériés, d'autres non. Ces congés ont une incidence plus ou moins importante selon qu'ils touchent l'ensemble des travailleurs canadiens ou seulement une partie de ceux-ci (comme la Saint-Jean-Baptiste au Québec). Chaque année, l'EPA ne saisit qu'une partie des jours fériés, et d'une année à l'autre, elle ne capte pas toujours les mêmes.

Par exemple, en 2000, deux jours fériés souvent saisis par l'EPA ne l'ont pas été ou l'ont été partiellement. Le congé de Pâques a eu lieu durant la semaine précédant la semaine de référence et n'a donc pas été capté. Le jour du Souvenir, célébré le 11 novembre, est un congé à date fixe[9]. Lorsqu'il survient un samedi, comme ce fut le cas en 2000, il a un effet à peu près nul puisqu'il sera reporté au lundi de la semaine suivant celle de référence[10]. De plus, les heures perdues durant la semaine de référence d'octobre 2000, qui comprenait le congé de l'Action de grâces, ont été sous-estimées en raison d'un problème technique lié à la mise en œuvre du nouveau système d'interview assistée par ordinateur[11]. En 2003, ces congés ont tous été saisis. Une comparaison, entre 2000 et 2003, des heures effectives moyennes par mois montre l'effet des congés non captés en 2000 : les heures des mois d'avril, d'octobre et de novembre 2000 paraissent beaucoup plus élevées qu'en 2003 (graphique C). Mais en réalité, leur valeur élevée reflète en grande partie les congés non enregistrés par l'enquête. Les heures de 2000 ont donc été surestimées en raison de la faible représentativité des jours fériés. Cela a eu des répercussions majeures sur la baisse des heures effectives entre 2000 et 2003, doublant le déclin des heures effectives moyennes.

Si les données sont ajustées de façon à neutraliser le biais d'estimation causé par la présence irrégulière des jours fériés[12], une baisse des heures moyennes subsiste tout de même entre 2000 et 2003 (tableau 1). Elle correspond cependant à 0,7 heure en moyenne par semaine par employé (un peu moins d'une semaine de travail annuellement), au lieu de 1,4 heure par semaine (deux semaines annuellement). Cette baisse s'est produite de façon graduelle : les heures sont en effet passées de 34,0 en 2000 à 33,6 en 2001, puis de 33,5 en 2002 à 33,2 en 2003. Quels facteurs expliquent ce déclin?

Causes du déclin

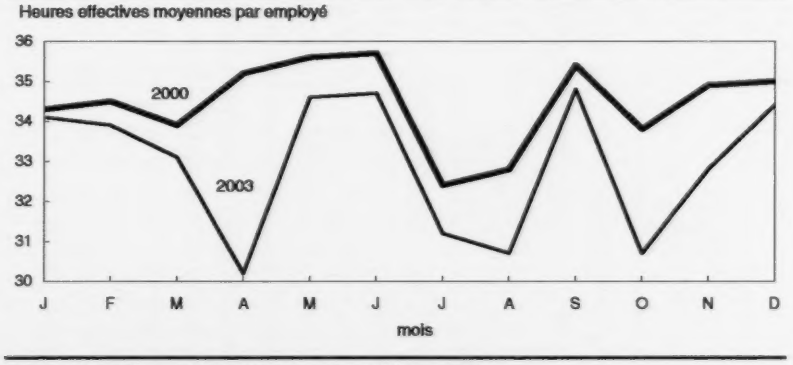
À partir des données ajustées, on a réexaminé les composantes de l'identité pour les années 2000 et 2003. Cet exercice a confirmé l'importance des congés (autres que fériés, qui sont exclus des données ajustées) dans la baisse des heures effectives moyennes.

Effet déterminant des congés

Les congés expliquaient les deux tiers de la chute des heures (tableau 1, après ajustement) au lieu des 82 % obtenus avant l'ajustement. Les heures habituelles expliquaient le tiers restant. Par ailleurs, le maintien des heures supplémentaires à 1,7 heure par semaine a au contraire freiné la chute des heures.

Étant donné l'importance de la répartition des salariés entre le temps plein et le temps partiel sur les heures travaillées, l'identité a été reproduite selon le régime de travail (tableau 3). On constate ainsi que la baisse des heures effectives moyennes ajustées entre 2000 et 2003 a été beaucoup plus prononcée pour les employés à temps plein, soit 0,7 heure en moyenne par semaine après ajustement, contre seulement 0,1 heure dans le cas des employés à temps partiel.

Graphique C Les heures effectives moyennes varient d'une année à l'autre en raison principalement des congés fériés



Source : Enquête sur la population active, 2000 et 2003

Tableau 3 Composantes des heures effectives de travail pour les employés à temps plein et ceux à temps partiel

						2000 à 2003		
							Contribution au changement	
	2000	2001	2002	2003	2004	Changement	Avant ajustement	Après ajustement
							%	
Employés à temps plein								
Heures habituelles	39,7	39,7	39,6	39,5	39,5	-0,2	11,2	23,6
Heures supplémentaires	1,9	1,9	2,1	2,0	1,9	0,1	-4,3	-9,0
Heures de congés	4,1	4,8	4,9	5,4	5,1	1,3	93,1	...
Heures de congés ajustées	3,8	4,2	4,3	4,4	4,3	0,6	...	85,4
Heures effectives	37,5	36,8	36,8	36,1	36,3	-1,4	100,0	...
Heures effectives ajustées	37,7	37,4	37,4	37,1	37,1	-0,7	...	100,0
Employés à temps partiel								
Heures habituelles	17,3	17,4	17,4	17,4	17,5	0,1	-22,0	-50,9
Heures supplémentaires	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,0	-0,8	-1,8
Heures de congés	1,6	1,9	1,9	2,0	2,1	0,4	122,8	...
Heures de congés ajustées	1,6	1,7	1,8	1,8	1,8	0,2	...	152,7
Heures effectives	16,2	16,1	16,0	15,9	15,9	-0,3	100,0	...
Heures effectives ajustées[1]	16,2	16,2	16,1	16,1	16,1	-0,1	...	100,0

Source : Enquête sur la population active, 2000 à 2004
1 Les heures effectives de ce tableau sont calculées à l'aide des congés ajustés; elles ne correspondent donc pas aux heures du tableau 4.

La décomposition de la chute des heures selon les composantes de l'identité pour les employés à temps plein et à temps partiel confirme l'importance des heures de congés dans la baisse des heures effectives moyennes (tableau 3, après ajustement). Ces derniers expliquaient respectivement 85 % et 153 % du déclin des heures.

Vieillissement et valeur accrue accordée à l'équilibre travail et vie personnelle

Les congés fériés étant exclus, on peut observer l'incidence des autres types de congés entre 2000 et 2003[13] (tableau 2, après ajustement). Chez les employés à temps plein, ce sont les congés de maternité qui expliquaient la plus grande part de la hausse des heures d'absence, soit près du tiers. Cette hausse coïncidait avec les changements apportés au régime d'assurance-emploi, qui alloue un nombre accru de semaines de prestations parentales, de maternité ou d'adoption depuis le 31 décembre 2000. Ces prestations sont passées de 30 à 50 semaines (pour plus de détails sur les effets de cette réglementation, voir Marshall, 2003). Les heures hebdomadaires d'absence par salariée pour cause de maternité ont augmenté de 0,6[14] en 2000 à 0,9 heure en 2003.

Toujours chez les employés à temps plein, le deuxième facteur en importance dans l'accroissement des heures d'absence était les congés de vacances, qui expliquaient 23 % de la hausse. Cela est probablement en partie lié au vieillissement, puisqu'une main-d'œuvre plus âgée a habituellement droit à plus de congés; en fait, 70 % de l'augmentation des congés de vacances était attribuable aux travailleurs âgés de 45 ans ou plus.

En outre, depuis plusieurs années, l'inflation est demeurée à des niveaux relativement faibles. Les revendications syndicales ont donc peu porté sur les salaires mais davantage sur la conservation des emplois (Fortin, 2003) et sur la bonification des avantages sociaux. Par ailleurs, pour attirer une main-d'œuvre qualifiée, certains employeurs font miroiter autant les bonnes conditions salariales que celles liées à l'emploi (Akyeampong, 2002)[15]. La hausse des congés de vacances est probablement aussi en partie le reflet de ces nouvelles revendications, davantage axées sur un meilleur équilibre entre le travail et la vie personnelle. La hausse (plus modeste) des congés pour obligations personnelles ou familiales — qui expliquait un peu plus du dixième de la progression de l'ensemble des congés — s'inscrit probablement aussi dans cette tendance.

La hausse des congés pour « autres » raisons expliquait 17 % de l'accroissement des heures perdues pour les employés à temps plein et reflète les nombreux événements qui ont perturbé l'année 2003. L'Ontario a été particulièrement touché par la panne d'électricité au cours du mois d'août de même que par l'apparition d'un certain nombre de cas de SRAS. La Colombie-Britannique a été, quant à elle, aux prises avec de nombreux feux de forêt et plusieurs inondations, tandis que les entreprises canadiennes ont dû s'ajuster à la forte appréciation du dollar canadien.

L'augmentation des congés de maladie était également importante, expliquant 19 % de la hausse totale des congés entre les deux années. Le vieillissement ne semblait pas la seule cause de cet accroissement, du moins chez les hommes, puisque seulement 36 % de la hausse des congés de maladie était attribuable à la main-d'œuvre masculine âgée de 45 ans ou plus. Chez les femmes, 70 % de cette hausse était attribuable à la main-d'œuvre de 45 ans ou plus.

Dans le cas des employés à temps partiel, c'est la hausse des congés de maladie et celle pour autres raisons qui expliquaient la plus grande part de l'accroissement des heures d'absence (72 %). Comme il fallait s'y attendre, les congés de maternité, ceux pour obligations personnelles ou familiales, et les vacances expliquaient seulement 28 % de la hausse étant donné la faible admissibilité des employés à temps partiel à ces genres de congés[16].

En résumé, la hausse des congés chez les travailleurs à temps plein semble en grande partie attribuable au vieillissement de ces derniers, qui voient leurs avantages sociaux se bonifier avec l'âge. Les travailleurs en général semblent en outre accorder une valeur grandissante aux conditions d'emploi favorisant un meilleur équilibre entre le travail et la vie personnelle, puisque la hausse combinée des congés de maternité et pour obligations personnelles ou familiales explique plus de 40 % de l'augmentation de l'ensemble des congés. Une part importante des employés à temps partiel ont déjà, par définition, fait ce compromis, étant donné que la plupart d'entre eux adoptent ce régime de travail par choix[17].

Autres facteurs

À l'aide d'un modèle de régression, on a mesuré l'incidence de facteurs tels que l'accroissement de la proportion des salariés travaillant à temps partiel, le vieillissement, la région de résidence (province et région urbaine ou rurale), le caractère temporaire de l'emploi, le statut d'étudiant ainsi que la profession et l'industrie sur la baisse des heures effectives moyennes.

De 2000 à 2003, la proportion d'employés travaillant à temps partiel est passée de 17,2 % à 18,0 %. Cette proportion a cependant légèrement diminué à 17,7 % en 2004. La progression du travail à temps partiel était plus prononcée chez les hommes, leur proportion étant passée de 9,6 % en 2000 à 10,3 % en 2003, puis à 10,2 % en 2004. Chez les femmes, elle est passée de 25,9 % en 2000 à 26,5 % en 2003, pour redescendre à 26,0 % en 2004 (tableau 4).

Cette propension accrue au temps partiel expliquait 20 %[18] de la baisse des heures moyennes, une part non négligeable. Une fois de plus, on serait tenté d'invoquer le vieillissement comme facteur. Chez les femmes, cette propension accrue était en effet plus prononcée parmi les plus âgées. Dans le cas des hommes, cependant, elle était dispersée parmi la plupart des groupes d'âge. Elle pourrait donc être attribuable à un manque d'emplois à temps plein — puisqu'une part plus importante de jeunes hommes adoptent ce régime de travail sous contrainte — ou encore à une certaine proportion de jeunes hommes aux études. On ne peut donc exclure l'hypothèse d'une préférence accrue pour un meilleur équilibre entre le travail et la vie personnelle.

Des variables telles que la profession et l'industrie ajoutent peu à l'explication du déclin des heures. Le peu que ces variables ajoutent démontrerait cependant qu'une faible part du recul des heures serait attribuable à un certain transfert des emplois dans des professions et industries à heures relativement élevées à des professions et industries requérant moins d'heures de travail.

Le biais de la semaine de référence a-t-il eu un effet dans le passé?

Étant donné l'incidence considérable de la représentativité des jours fériés dans la semaine de référence sur la tendance des heures entre 2000 et 2003, il est légitime de se demander si un tel biais s'est produit dans le passé. Les heures effectivement travaillées ont été ajustées à partir de 1987 (graphique D).

La comparaison des heures ajustées et non ajustées révèle que des situations semblables se sont produites dans le passé. L'une des plus importantes a eu lieu vers le début des années 1990. En 1989 et en 1990, peu de jours fériés ont été saisis par l'EPA (voir le deuxième

Tableau 4 Proportion des employés à temps partiel et heures effectives moyennes selon le régime de travail et le sexe

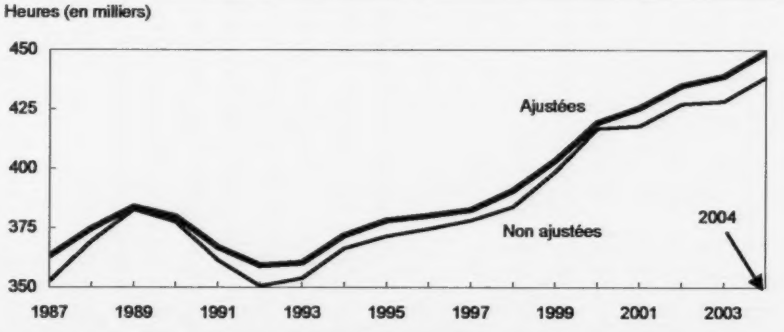
	Travailleurs à temps partiel			Heures moyennes					
				Temps plein			Temps partiel		
	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes	Les deux sexes	Hommes	Femmes
	%			Heures					
1987	15,7	7,9	25,6	37,2	38,9	34,5	15,5	14,8	15,7
1988	15,9	8,1	25,7	37,9	39,7	35,1	15,6	15,1	15,8
1989	15,8	8,1	25,3	38,4	40,2	35,5	15,8	15,0	16,2
1990	16,2	8,6	25,5	37,8	39,6	35,1	15,7	14,9	16,0
1991	17,4	9,5	26,7	37,4	39,2	34,7	15,4	14,9	15,6
1992	17,6	9,8	26,8	36,8	38,8	34,0	15,3	14,9	15,5
1993	18,2	10,4	27,4	37,6	39,6	34,5	15,5	15,1	15,7
1994	18,0	10,1	27,4	38,0	40,2	34,8	15,7	15,2	15,9
1995	17,8	10,0	27,0	37,7	39,8	34,6	15,7	15,1	16,0
1996	18,1	10,0	27,5	38,0	40,2	34,9	15,9	15,3	16,1
1997	18,0	9,7	27,6	38,0	40,2	34,7	16,2	15,8	16,4
1998	17,6	9,6	26,9	37,5	39,7	34,4	16,4	16,0	16,5
1999	17,3	9,5	26,3	37,8	40,0	34,6	16,5	15,9	16,7
2000	17,2	9,6	25,9	38,0	40,2	35,0	16,5	16,0	16,8
2001	17,3	9,9	25,8	37,2	39,3	34,2	16,5	16,0	16,7
2002	17,8	10,2	26,3	37,1	39,3	34,1	16,3	16,1	16,4
2003	18,0	10,3	26,5	36,5	38,7	33,5	16,2	16,0	16,4
2004	17,7	10,2	26,0	36,8	39,2	33,6	16,2	16,0	16,3

Source : Enquête sur la population active, 1987 à 2004

tableau dans *Définitions et semaine de référence*);[19] L'ajustement des heures effectivement travaillées a donc eu peu d'effet durant ces années. À partir de 1990, le ralentissement économique est évident; les heures (ajustées ou non) diminuent de façon importante. En 1992, plusieurs jours fériés ont été saisis par l'EPA (Vendredi saint, l'Action de grâces et le jour du Souvenir)[20]. L'ajustement des heures effectives a donc un effet important en 1992, augmentant significativement le nombre d'heures travaillées. Les heures effectives non ajustées entre 1990 et 1992 indique une chute beaucoup plus importante que ce que les heures ajustées montrent.

Par la suite, soit de 1994 à 1999, les heures ajustées et non ajustées ont augmenté sensiblement au même rythme. À partir de 2000, la croissance est plus lente, et ce, tant pour les heures ajustées que non ajustées (pour une description de la méthodologie utilisée par les États-Unis ou par l'Union européenne, voir *Les enquêtes sur la population active des autres pays*).

Graphique D L'exclusion des congés fériés réduit l'amplitude des variations



Source : Enquête sur la population active, 1987 à 2004

Effet des heures sur la mesure de la productivité

Le biais d'estimation des heures effectivement travaillées relié à la semaine de référence affecte non seulement la lecture des indicateurs du marché du travail mais également la mesure de la productivité du travail, puisque les heures effectivement travaillées entrent dans le calcul de cet indicateur. À moins d'ajuster les heures de l'EPA pour les divers congés saisis et non saisis, la mesure de la productivité refléterait des changements qui n'en sont pas nécessairement et donnerait une mesure erronée de l'efficacité économique. C'est pourquoi, avant d'entrer dans le calcul de la productivité, les heures effectivement travaillées subissent plusieurs ajustements (voir *Ajustements effectués par les Comptes canadiens de productivité* et Maynard, 2004).

Les enquêtes sur la population active des autres pays

La *Current Population Survey* (CPS) — le pendant américain de l'Enquête sur la population active — recueille chaque mois des données sur l'emploi durant une semaine de référence. Des biais liés à la semaine de référence sont donc également inévitables. Cependant, les semaines de référence de la CPS sont choisies presque systématiquement en excluant celles comportant des jours fériés, à l'exception du congé de Pâques. Cela a pour effet de surestimer considérablement les heures travaillées par année. Aux fins d'un projet d'analyse visant à comparer le rendement en matière de productivité des deux pays, Statistique Canada a procédé à des ajustements des données américaines similaires à ceux qui sont faits sur les données canadiennes. Cependant, comme les données américaines sont considérablement surestimées, les ajustements pratiqués ont un effet à la baisse beaucoup plus important.

Heures annuelles moyennes par emploi au Canada et aux États-Unis

	Heures non ajustées		Heures ajustées		Écart entre les heures ajustées et non ajustées	
	Canada	États-Unis	Canada	États-Unis	Canada	États-Unis
					%	
1994	1 814,8	1 945,1	1 768,4	1 856,4	2,6	4,6
1995	1 799,2	1 952,3	1 766,5	1 850,9	1,8	5,2
1996	1 814,8	1 950,6	1 778,9	1 865,8	2,0	4,3
1997	1 814,8	1 965,9	1 774,8	1 870,0	2,2	4,9
1998	1 799,2	1 956,8	1 774,0	1 873,4	1,4	4,3
1999	1 814,8	1 975,8	1 777,1	1 878,0	2,1	4,9
2000	1 825,2	1 954,3	1 773,5	1 889,2	2,8	3,3
2001	1 788,8	1 928,0	1 762,1	1 876,3	1,5	2,7
2002	1 778,4	1 957,8	1 745,0	1 867,3	1,9	4,6

Idéalement, la mise en œuvre d'une enquête hebdomadaire sur la population active permettrait de produire des estimations plus précises, sans biais lié à la semaine de référence. Les nouvelles enquêtes sur la population active des pays de l'Union européenne ont été élaborées de cette façon. Elles sont fondées sur un échantillon réduit et ont lieu toutes les semaines. Cette approche requiert cependant des changements importants au chapitre de la méthodologie, des opérations d'enquête et de la diffusion des résultats. (Pour en savoir plus, voir l'*Enquête sur la population active de l'Union européenne*, publiée par Eurostat en juin 2005.)

Les heures ainsi ajustées sont habituellement inférieures à celles non ajustées (tableau 5). La différence peut représenter jusqu'à 12,4 jours de travail annuellement (1989). Les heures annuelles ajustées fluctuent beaucoup moins. Par exemple, entre 1987 et 2004, elles ont oscillé entre -1,1 % et 0,8 % comparativement à des taux variant entre -2,0 % et 1,5 % lorsqu'elles n'étaient pas ajustées.

L'effet de l'utilisation des heures non ajustées dans le calcul de la productivité a également été mesuré. La productivité du travail correspond à la production par heure travaillée. En 2001, en prenant comme dénominateur les heures non ajustées, la productivité du travail aurait été surestimée de 1,5 %. Entre 2000 et 2003, la surestimation aurait atteint 0,9 % en moyenne par année, et 0,6 % entre 1989 et 1993. Toutefois, à long terme (de 1987 à 2004), l'incidence de ces corrections est marginale (0,1 %).

Conclusion

Entre 2000 et 2003, les heures moyennes annuelles de travail telles qu'estimées selon l'EPA ont diminué graduellement de 70 heures, soit l'équivalent de deux semaines de travail. Ce déclin était surprenant puisque l'emploi continuait d'afficher une vigueur peu commune en dépit d'une croissance économique plus lente qu'à la fin des années 1990. Par ailleurs, cette vigueur contrastait avec la stagnation de l'emploi observée aux États-Unis. Certains analystes ont donc mis en doute la robustesse du marché du travail durant ces années.

Plus de la moitié de la baisse était en fait attribuable à la méthodologie d'enquête. La faible représentativité de certains jours fériés a mené

Tableau 5 Heures annuelles moyennes par travailleur rémunéré avant et après ajustements[1] et incidence des ajustements sur la mesure de la productivité du travail

	Heures		Différence exprimée en		Taux de croissance des heures effectives		Incidence sur la productivité du travail[3]
	Non ajustées	Ajustées	Heures annuelles	Jours	Non ajustées	Ajustées	
						%	
1987	1 804,4	1 767,9	36,5	4,9	...	...	...
1988	1 830,4	1 771,4	59,0	7,9	1,4	0,2	-1,2
1989	1 856,4	1 763,6	92,8	12,4	1,4	-0,4	-1,9
1990	1 830,4	1 753,3	77,1	10,3	-1,4	-0,6	0,8
1991	1 794,0	1 733,7	60,3	8,0	-2,0	-1,1	0,9
1992	1 768,0	1 735,3	32,7	4,4	-1,4	0,1	1,5
1993	1 788,8	1 738,3	50,5	6,7	1,2	0,2	-1,0
1994	1 814,8	1 745,3	69,5	9,3	1,5	0,4	-1,1
1995	1 799,2	1 746,0	53,2	7,1	-0,9	0,0	0,9
1996	1 814,8	1 759,5	55,3	7,4	0,9	0,8	-0,1
1997	1 814,8	1 754,2	60,6	8,1	0,0	-0,3	-0,3
1998	1 799,2	1 753,7	45,5	6,1	-0,9	0,0	0,8
1999	1 814,8	1 759,2	55,6	7,4	0,9	0,3	-0,6
2000	1 825,2	1 754,3	70,9	9,5	0,6	-0,3	-0,9
2001	1 788,8	1 745,0	43,8	5,8	-2,0	-0,5	1,5
2002	1 778,4	1 732,1	46,3	6,2	-0,6	-0,7	-0,2
2003	1 747,2	1 725,5	21,7	2,9	-1,8	-0,4	1,4
2004	1 762,8	1 742,0	20,8	2,8	0,9	1,0	0,1
1989 à 1993[2]	1 808,0	1 745,0	63,0	8,4	-0,9	-0,4	0,6
2000 à 2003[2]	1 784,2	1 738,9	45,3	6,0	-1,5	-0,6	0,9
1987 à 2004[2]	1 800,8	1 748,5	52,3	7,0	-0,1	-0,1	0,1

Sources : Enquête sur la population active, 1987 à 2004; Division des études et de l'analyse microéconomiques

1 Les ajustements portent essentiellement sur les jours fériés par province et sur les vacances des travailleurs de la construction au Québec.

2 Moyenne géométrique du taux de croissance annuel moyen des heures ajustées et non ajustées de 2000 à 2003.

3 Cette colonne donne un aperçu de la surestimation ou de la sous-estimation de la mesure de la productivité du travail si les heures effectives ne sont pas corrigées. Par exemple, entre 2000 et 2001, la croissance de la productivité aurait été surestimée de 1,5 % si les heures non corrigées avaient été utilisées au lieu des heures corrigées.

à une surestimation des heures moyennes annuelles travaillées en 2000, et donc à une diminution exagérée des heures en comparaison des trois années suivantes. Une situation semblable s'est produite dans le passé, notamment entre 1989 et 1992.

Une fois ajustée dans le but d'éliminer le biais des jours fériés, la baisse équivalait annuellement à une semaine en moyenne par employé au lieu de deux. Les deux tiers de la baisse des heures ajustées provenaient d'un accroissement des heures de congés autres que fériés. Cette hausse des congés s'expliquait par le vieillissement des travailleurs puisqu'une part importante de l'augmentation était observée parmi ceux âgés de 45 ans ou plus.

Cependant, le vieillissement n'était pas le seul facteur. La hausse des congés de vacances et pour obligations personnelles ou familiales de même que les changements apportés au régime d'assurance-emploi, allouant un nombre accru de semaines de prestations parentales, de maternité ou d'adoption depuis le 31 décembre 2000, ont aussi été des facteurs, témoignant de la valeur croissante d'un meilleur équilibre entre le travail et la vie personnelle. La hausse de la propension à travailler à temps partiel, plus prononcée chez les hommes de tous les groupes d'âge, renforçait probablement cette tendance.

De plus, l'année 2003 a été perturbée par plusieurs événements malheureux : la panne d'électricité en Ontario au cours du mois d'août, les inquiétudes quant à une possible épidémie de SRAS, ainsi que les feux de forêt et les inondations en Colombie-Britannique. Combinés à une forte appréciation du

Ajustements effectués par les Comptes canadiens de productivité

Les ajustements effectués par les Comptes canadiens de productivité sont faits sur les heures agrégées par industrie et par catégorie de travailleurs et comportent plus d'étapes que ceux effectués dans le contexte du présent article.

Dans l'EPA, annualiser les heures consiste essentiellement à cumuler les heures pour les 12 semaines de référence. Dans le cas des Comptes de productivité, l'ajustement des heures se résume à quatre étapes. Un premier ajustement consiste à neutraliser l'effet des jours fériés sur les semaines de référence en ajoutant les heures d'absence aux heures effectives. On procède ensuite à l'interpolation linéaire des heures « standardisées » des semaines de référence pour produire des estimations pour toutes les semaines de l'année. On produit ensuite des estimations des heures d'absence reliées à des jours fériés et à certaines vacances durant les semaines autres que celles de référence de l'enquête pour toutes les personnes occupées et pour tous leurs emplois. Ces heures d'absence sont ensuite soustraites des heures effectives « standardisées ». Ces ajustements donnent une meilleure estimation des heures réellement perdues en raison des jours fériés puisqu'on rajoute les heures prélevées en trop et qu'on déduit les heures réellement perdues annuellement pour tous les jours fériés de chacune des provinces.

On ajuste également les heures pour les vacances car dans certaines provinces, les semaines de référence coïncident avec les vacances de certaines industries, comme celles des employés de la construction au Québec. Un dernier ajustement est également effectué pour tenir compte du jour de la semaine où une année civile débute.

On obtient alors le nombre d'heures effectivement travaillées pour chacune des 52 semaines de l'année, pour toutes les personnes occupées et pour tous leurs emplois. Ces heures totales ajustées sont publiées dans les Comptes canadiens de productivité de Statistique Canada. Sont donc disponibles les heures des travailleurs autonomes et des salariés par province et territoire et pour un niveau détaillé d'industrie. Pour plus de détails, consulter Maynard (2004) de même que Statistique Canada (2005).

dollar canadien, ces événements se sont soldés par une hausse des congés pour autres raisons, laquelle expliquait près du cinquième de l'augmentation totale des heures perdues.

La baisse des heures ajustées ne semblait donc pas traduire un manque de vigueur économique, mais plutôt le vieillissement des travailleurs et une valeur accrue accordée à un meilleur équilibre entre le travail et la vie personnelle.

À moins d'être ajustées, les heures effectivement travaillées estimées selon l'EPA entraînent fréquemment un biais susceptible de fausser l'interprétation des conditions du marché du travail. Un ajustement exhaustif est produit de façon systématique à Statistique Canada dans le contexte du programme des Comptes canadiens de productivité. La *Current Population Survey* — le pendant américain de l'EPA canadienne — permet de recueillir des données sur l'emploi en utilisant des pratiques d'enquête similaires. Ces données comportent donc également des biais liés à la semaine de référence. Par ailleurs, les nouvelles enquêtes sur la population active des pays de l'Union européenne sont menées toutes les semaines à l'aide d'un échantillon réduit. Leurs données ne comportent donc pas de biais liés à la semaine de référence.

Notes

1 Cela correspond à la définition des heures habituelles depuis janvier 1997. Avant cette date, les heures habituelles incluaient les heures supplémentaires habituellement travaillées par l'enquêté au cours d'une semaine normale, peu importe si elles étaient rémunérées. Les heures habituelles de travail sont utilisées notamment pour calculer le taux horaire de salaire.

2 Les heures effectives sont utilisées dans le calcul de la productivité et du coût horaire de la main-d'œuvre.

3 En 2000, le système était nouveau, de sorte que les messages rappelant aux répondants les congés de l'Action de grâces et du jour du Souvenir n'ont pas fonctionné. Les heures perdues en raison de ces congés ont donc été fortement sous-estimées par l'EPA au cours de cette année.

4 Les travailleurs autonomes déclarent seulement les absences d'une semaine ou plus. Les employés déclarent en plus les absences d'une partie de la semaine. Dans cet article, le total des heures perdues porte sur ces deux types d'absence. Cela exclut donc les travailleurs autonomes.

5 Il est important de faire une distinction entre les heures moyennes par employé et les heures totales. Les heures totales ont continué d'augmenter entre 2000 et 2003 puisque l'emploi s'est accru. Elles ont cependant progressé moins rapidement, d'où la diminution des heures moyennes.

6 Les autres congés comprennent les congés en raison de la température, de grèves, de lock-out, de mises à pied temporaires, d'un début ou d'une cessation d'emploi durant la semaine, d'un manque de matériel, ou pour entretien et réparation de locaux, etc.

7 Les heures de congés sont annualisées en multipliant les heures hebdomadaires moyennes par 52 et en divisant ce produit par 7,5 heures par jour.

8 De janvier à octobre, la semaine de référence de l'EPA comprend le 15e jour du mois. En décembre, la semaine de référence est devancée afin d'éviter que les interviews aient lieu pendant les semaines précédant celle de Noël. En novembre, elle est également habituellement devancée afin qu'au moins trois semaines séparent les interviews de novembre et de décembre (David, 1989).

9 Les congés sont répartis selon qu'ils sont à date fixe comme celui de Noël, du jour de l'An et du jour du Souvenir, ou mobiles comme le premier lundi d'août et le Vendredi saint. Lorsque les congés à date fixe tombent la fin de semaine, certains travailleurs en sont privés.

10 Tous les travailleurs n'ont pas la possibilité de reprendre ce congé le lundi suivant comme c'est souvent le cas pour les employés des administrations provinciales et fédérale (voir le deuxième tableau dans *Définitions et semaine de référence*).

11 Pour plus de détails, voir *Définitions et semaine de référence.*

12 L'ajustement consistait à ajouter les heures perdues en raison des jours fériés aux heures effectives de travail. Un ajustement supplémentaire tenait compte du fait qu'en 2000, la semaine de référence de l'EPA n'a pas eu lieu pendant les vacances des employés de la construction au Québec, alors qu'en 2003, ces semaines de congés ont été saisies. Dans ce dernier cas, on estime ces heures perdues en vacances à partir des heures habituelles. Les heures effectives moyennes ainsi ajustées sont légèrement surestimées puisque les heures perdues en jours fériés sont considérées comme ayant été travaillées, alors qu'en réalité, ce n'est pas le cas. Cependant, cet ajustement élimine le biais causé par la semaine de référence : les tendances peuvent donc être comparées sans risque d'erreurs liées à la semaine de référence.

13 Les années 2000 et 2003 constituent respectivement le sommet et le creux des heures effectives moyennes. Le reste de l'article examine donc les différences entre ces deux années pour expliquer l'origine de la baisse des heures.

14 Seules les femmes peuvent déclarer des heures d'absence en raison d'un congé de maternité. Les hommes peuvent se prévaloir de congés parentaux, lesquels sont saisis dans les congés pour obligations personnelles ou familiales.

15 Certaines lois ont accentué cet effet comme celle au Québec, où on a fait passer graduellement la semaine normale de travail de 44 heures en 1998 à 40 heures en 2002. Une réglementation similaire en Ontario a établi le plafond à 48 heures, incluant les heures supplémentaires.

16 À l'aide d'un modèle de décomposition d'Oaxaca, on a examiné si la hausse des heures de congés était davantage concentrée dans certaines industries et professions ou si elle était le résultat d'un transfert de l'emploi de certaines industries et professions à faibles heures de congés à des industries et professions à heures élevées de congés. Le modèle de décomposition a démontré que la hausse était généralisée. La décomposition s'est faite en estimant un modèle de régression linéaire dont la variable dépendante était le nombre d'heures moyennes d'absence par semaine et les variables explicatives étaient les suivantes : le groupe d'âge, le sexe, le fait d'être un employé temporaire, d'être étudiant, la province de résidence, la région rurale ou urbaine, la profession et l'industrie.

17 La proportion des employés qui travaillent à temps partiel par choix s'élevait à plus de 70 % en 2000 et en 2003.

18 Cette estimation de 20 % a été obtenue au moyen d'une série de régressions des moindres carrés ordinaires dont la variable dépendante était une moyenne du nombre d'heures effectives ajustées pour les années 2000 et 2003 combinées. Dans la première régression, une seule variable dépendante était utilisée, soit une variable dichotomique prenant la valeur « 1 » s'il s'agissait de données pour l'année 2003 et « 0 » autrement. Lors d'une deuxième régression, on a ajouté la proportion d'employés à temps partiel. Le coefficient de la variable dichotomique a alors diminué de 20 %, ce qui signifie que la proportion croissante d'employés à temps partiel explique 20 % de la baisse des heures. La troisième régression comprenait les variables de la deuxième régression en plus de la province et du caractère rural ou urbain de la région de résidence. Une quatrième régression incluait toutes les variables de la troisième régression en plus de la profession et de l'industrie, du caractère temporaire ou non de l'emploi et du statut d'étudiant. Le coefficient du modèle 5 était de -0,54, soit 31 % de moins que celui du premier modèle, ce qui démontre que l'ajout de toutes les variables des modèles 3, 4 et 5 n'a réussi qu'à ajouter environ 10 points de pourcentage de plus que le modèle 2 à l'explication de la chute des heures.

19 En 1989 et en 1990, le seul congé saisi a été celui du 11 novembre. De plus, ce congé a eu lieu durant la fin de semaine au cours des deux années. Lorsque ce congé a lieu durant la fin de semaine, il a souvent moins d'incidence sur les heures perdues puisque les employés admissibles reportent ce congé au lundi suivant.

20 En 1992, le congé du 11 novembre a eu lieu un jour de semaine. En outre, la semaine de référence de juillet a eu lieu pendant les vacances des employés de la construction au Québec, ce qui diminuait les heures effectives pour ce mois.

Documents consultés

AKYEAMPONG, Ernest. « La syndicalisation et les avantages sociaux », *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, août 2002, vol. 3, n° 8, édition en ligne.

BANQUE ROYALE DU CANADA (BRC). « Canada's Labour Market: Looking good from far, but far from good? », 4 août 2004.

DAVID, Suzanne. *Total annuel des heures travaillées : définitions et méthode d'évaluation*, Ottawa, novembre 1989, « Comptes rendus », Division de l'analyse des enquêtes sur le travail et les ménages.

FORTIN, Pierre. « Différences dans les heures annuelles travaillées par habitant entre les États-Unis et le Canada », Université du Québec à Montréal, exposé présenté à New York le 16 avril 2003.

MARSHALL, Katherine. « L'avantage du congé parental prolongé », *L'emploi et le revenu en perspective*, n° 75-001-XIF au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, mars 2003, vol. 4, n° 3, édition en ligne.

MAYNARD, Jean-Pierre. « Annual measure of the volume of work consistent with the SNA: the Canadian experience », août 2004, document sur la méthodologie présenté à Lisbonne (Portugal).

STATISTIQUE CANADA. *Les comptes canadiens de productivité - Données*, n° 15-003-XIF au catalogue, Ottawa, 2005, vol. 1, n° 2.